

高齢者のための体力向上トレーニング プログラムによる介護認定率の削減効果

—比例ハザード分析結果—

The Effectiveness of Physical Training Programs
for the Elderly in Reducing Rate of Care Need Certification:
Evidence from Cox's Proportional Hazards Analysis

松 田 忠 之

Tadayuki MATSUDA

1 序

2000年4月にスタートした介護保険制度は2006年に一部改正され、介護予防を重視した地域支援事業が創設された。こうした背景のなか、2003年に和歌山県長寿社会課と和歌山大学とが協働で、和歌山県の地域性を考慮した高齢者のためのわかやま型体力向上トレーニングプログラム（わかやまシニアエクササイズ）を考案した。運動プログラムはトレーニングによる体力向上と筋横断面積の増加などトレーニング効果の有効性を明確にし、そのエビデンスを基に作成されている。現在では県内30市町村のすべてが大学・県と連携し「わかやまシニアエクササイズ」を活用した地域支援事業を展開している。2004年から6年間に3ヵ月間を1クールとして507教室、累計で10,137名が運動教室に参加した。また、運動教室終了後には自主グループが県下119カ所で立ち上がり、ボランティアサポーターとして2,825名が各地域で運動教室を継続している。「わかやまシニアエクササイズ」のトレーニングプログラムの特徴は、自立維持に最も必要となる下肢筋群、特に大腿四頭筋と大腰筋、ハムストリング、下腿三頭筋、大殿筋などの筋力を高めるためにスローテンポの音楽のリズムに合せ自体重を利用して行う筋力トレーニング、またスローテンポの音楽を歌いながら行うステップ運動、さらに関節可動域を大きくするためにストレッチ運動等を包括的に組み合わせた運動プログラムである。

前稿〔4〕では、高齢者の介護予防を目的とした「わかやまシニアエクササイズ」を県下に浸透させることで医療費の削減効果を期待できるか否かを検証するため、運動教室に参加した872名の6年間に及ぶ医療費のパネルデータを使って統計分析を行った。パネルデータ分析の結果、わかやまシニアエクササイズが、高齢者の医療費削減に大いに効果があること

が実証できた。

本稿では「わかやまシニアエクササイズ」を県下に浸透させることで介護認定率の削減効果を期待できるか否かについて、年齢、性別を考慮して検証を行う。そのために、要介護認定までの期間を生存変数とし、要介護認定の有無を従属変数とする比例ハザード分析を行い、自主的に運動教室に参加しているグループと参加していないグループの介護認定率の比較を行った。その結果、自主的に運動教室に参加しているグループに対する不参加グループのハザード比（介護認定率）が3倍以上となり、統計的にも有意であることがわかった。なお、比例ハザード分析には統計ソフト SPSS（Ver.16.0）を使用した。

2 介護認定データの基礎統計分析

介護認定データには、各個人の運動教室参加前と2008年7月末の2時点の介護認定状況、およびその間に介護認定を受ければその時期が記載されている。2008年7月以降も運動教室は続けられているが、教室参加後少なくとも6ヵ月の期間を観察できるように、運動教室参加の最終時期を2008年1月までとした。この条件には10市町村1172名が該当し、運動教室参加時期とその人数を表1にまとめた。

表2には、運動教室参加者の年齢と性別を示す。ここで、年齢は運動教室に参加した時点の年齢を表す。

教室参加者の年齢層は53歳から91歳まで38歳の幅があり、65歳から79歳が全体の80%を占めている。ちなみに平均年齢は72.4歳である。さらに、女性の占める割合は約83%近くあり、男性と比較して非常に多いことがわかる。

運動教室参加前と2008年7月末の介護認定状況は下記の表3のとおりである。ただし、2008年7月末の認定数にはそれ以前に介護認定された人数も含む。

表1 運動教室参加時期と人数

参 加 時 期	人 数
2004年7月～12月	97
2005年1月～6月	89
2005年7月～12月	151
2006年1月～6月	168
2006年7月～12月	294
2007年1月～6月	153
2007年7月～12月	155
2008年1月	65
合 計	1172

表2 年齢と性別

年 齢	男 性	女 性	合 計
53-64	6	66	72
65-69	50	282	332
70-74	62	300	362
75-79	51	203	254
80-84	31	100	131
85-91	4	17	21
合 計	204	968	1172

表3 運動教室参加前と2008年7月末の介護認定状況

年 齢	参加前認定状況		7月末認定状況		認 定	
	認 定	自 立	認 定	自 立	増加数	増加率（％）
53-64	0	72	0	72	0	0.0
65-69	3	329	7	325	4	1.2
70-74	7	355	15	347	8	2.2
75-79	19	235	30	224	11	4.3
80-84	4	127	12	119	8	6.1
85-91	1	20	5	16	4	19.0
合 計	34	1138	69	1103	35	3.0

表3から、高齢化すれば介護認定率が増加することがわかる。とくに、80歳からの増加率が著しく、年齢は介護認定率のリスクファクターとなることが予想される。さらに、34名（3％）が運動教室参加前にすでに介護認定されており、この間の介護認定者の増加数は35名である。ところが、元のデータを調べると1名が認定をとり消され、新たに36名が認定されていることがわかる。なお、認定を取り消された1名は引き続き自主的に運動教室に参加している。

3ヵ月間の運動教室参加後、引き続き自主的に運動教室に参加しているグループと、まったく参加していないグループに対して介護認定状況の比較を行う。そのために、教室参加前に介護認定された34名、および介護認定日が特定できない3名を除く。また、自主的に運動教室に参加しているか否かは、アンケート調査「現在、自主的な運動教室に参加していますか」を参考にした。このアンケート調査には、1135名の内、494名が「定期的に参加している」、157名が「時々参加している」と答え、369名が「参加していない」と答えた。さらに、無回答が115名あった。そこで、無回答であった115名を除く1020名について、定期的に参加または時々参加と答えた合計651名を参加グループと考え、参加していないと答えた369名を不参加グループと考えることにした。

参加グループと不参加グループの介護認定状況の比較を行った結果を示す。

表4 運動教室の自主的参加状況と介護認定状況

認定状況	教室不参加		教室参加		合 計
	人数	割合（％）	人数	割合（％）	
自 立	347	94.0	640	98.3	987
認 定	22	6.0	11	1.7	33
合 計	369	100.0	651	100.0	1020

表から、参加グループの介護認定率1.7％に対して、不参加グループの介護認定率は6.0％と高くなり、自主的に運動教室に参加することが介護認定率の削減効果につながるようである。

る。しかし、この単純比較においては介護認定状況の観察期間、性別、年齢など、他のリスクファクターが考慮されていない。

3 カプラン・マイヤー法による推定

3 ヶ月間の運動教室終了後、引き続き自主的に運動教室に参加することが要介護認定に影響するか否かをカプラン・マイヤー法 [1] によって検討してみよう。

運動教室参加者 1020 名について、観察終了（2008 年 7 月）までに要介護認定された者は運動教室開始時からそれまでの月数、また要介護認定されなかった者は観察終了までの月数をそれぞれ自立期間と考える。さらに、介護認定状況を表す従属変数を {認定 = 1, 自立 = 0} とする。もちろん、観察終了時に要介護認定を受けていない者は自立である。

カプラン・マイヤー法による生存と死亡を要介護認定の自立と認定に読みかえて、累積ハザード関数と累積生存分布関数について簡単に紹介しよう。

自立期間が t 期以上である累積自立分布関数 $S(t)$ を

$$S(t) = \exp \left\{ - \int_0^t \lambda(u) du \right\}$$

で表す。ここで、

$$\lambda(t) = - \frac{d \log S(t)}{dt} = - \frac{S'(t)}{S(t)}$$

は、 t 期目のハザードと呼ばれ、瞬間介護認定率を表すと解釈できる。このとき、累積ハザード関数 $\Lambda(t)$ を

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(u) du$$

と定義すれば、

$$\Lambda(t) = - \log S(t)$$

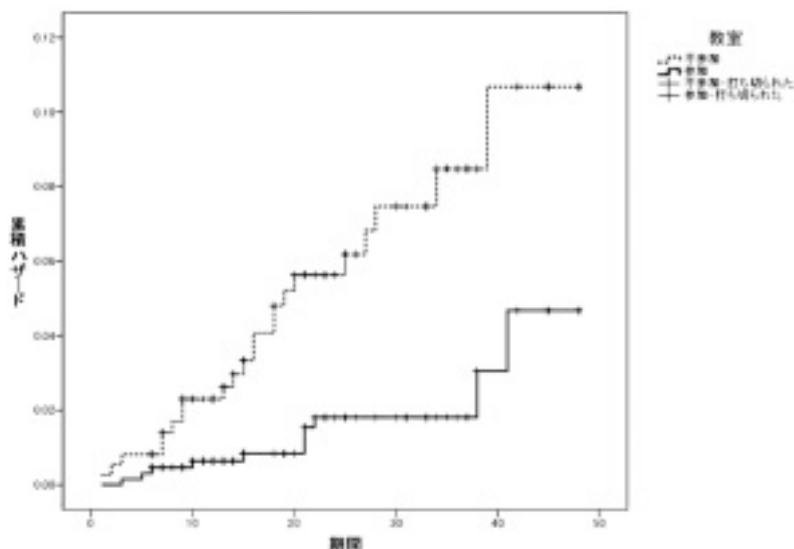
が成立する。したがって、介護認定率が低ければ $S(t) \doteq 1$ を満足するから

$$\Lambda(t) \doteq 1 - S(t)$$

の関係が成立することがわかる。

参加グループと不参加グループの介護認定率の比較を行うために、カプラン・マイヤー法による 2 群の累積ハザード関数を推定した結果を示す。

図1 カプラン・マイヤー法により推定したハザード関数



さらに、2群間の累積自立分布関数の違いを統計的に検証するために、ログランク検定 (Log-Rank test)、一般化ウィルコクソン検定 (generalized Wilcoxon test) の結果を示す。

表5 2群間の累積自立分布の検定

	カイ2乗	自由度	有意確率
Log Rank (Mantel - Cox)	12.072	1	0.001
Breslow (Generalized Wilcoxon)	12.264	1	0.000

上の表から、何れの検定統計量も有意水準1%で帰無仮説「2つの群の累積自立分布関数が等しい」が棄却されることを示している。言い換えれば、参加グループの累積ハザード関数が不参加グループの累積ハザード関数に比べて、統計的に小さくなることがわかる。

4 比例ハザード分析

前節で示したように、自主的に運動教室に参加することは自立を助け、要介護認定を遅らせる大きな要因である。さらに、2節で述べたように年齢も要介護認定に影響する要因と考えられる。そこで、介護認定状況に影響する要因として、年齢 (x_1)、教室参加状況 (x_2)、性別 (x_3) を考慮した3つの説明変数をもつ次のハザード関数 $\lambda(t, x)$ を考える。

$$\log \frac{\lambda(t, x)}{\lambda_0(t)} = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3$$

ここで、 $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ は偏回帰係数と呼ばれ、 $\lambda_0(t)$ は未知の基準ハザード関数である。この式の右辺は時間に依存しないので、Coxの比例ハザードモデル [2] と呼ばれる。

偏回帰係数の有意性を調べるために、尤度比による変数増加法を適用する。まず、SPSSではカテゴリ変数のコーディングが次のように行われた。

表 6 カテゴリ変数のコーディング

		度数	コーディング
性別	1 = 男性	180	1
	2 = 女性	840	0
教室	0 = 不参加	369	1
	1 = 参加	651	0

表 6 から、教室に不参加と参加の値 {0,1} がコーディングの値と逆になっていることに注意する。したがって、説明変数が教室の参加状況のように 2 値変数の場合には、参加 ($x_2 = 0$) を基準にした不参加 ($x_2 = 1$) のハザード比 (hazard ratio) は

$$\frac{\lambda(t, x_2 = 1)}{\lambda(t, x_2 = 0)} = \exp(\beta_2)$$

となる。この値は教室不参加者の教室参加者に対する介護認定率の比を表す。

変数選択の結果、性別を除く年齢と教室参加状況が介護認定の説明変数として有意水準 5% で有意であるという次の結果が得られた。

表 7 比例ハザード分析

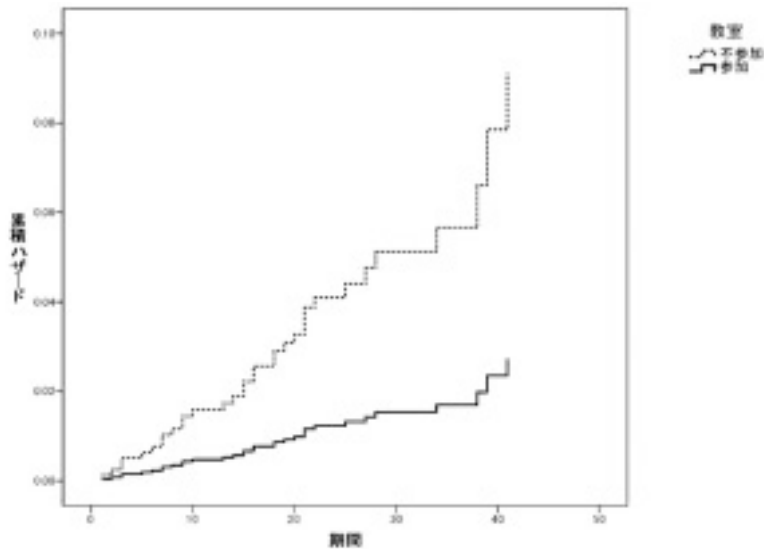
変数	偏回帰係数	有意確率	ハザード比	下限	上限
年齢	0.140	0.000	1.150	1.084	1.219
教室	1.205	0.001	3.338	1.610	6.918

なお、表の右側 2 列はハザード比の 95% 信頼区間の下限と上限を意味する。

表 7 から、年齢が 1 歳増加すれば要介護認定のハザード比は $\exp(0.140) = 1.15$ 倍となる。したがって、年齢 5 歳の増加はハザード比を $\exp(0.140 \times 5) = 2.01$ 倍にすることがわかる。さらに、教室に参加しているグループと比較して、参加していないグループのハザード比は $\exp(1.205) = 3.338$ 倍になることがわかる。

カプラン・マイヤーによる累積ハザード関数 (図 1) と比較を行うために、年齢を考慮した教室参加グループと教室不参加グループの累積ハザード関数を図 2 に示す。教室参加グループの介護認定率は、年齢を考慮しない図 1 の介護認定率に比べて少し低くなっている。

図2 累積ハザード関数



比例ハザードモデルは期間 t にかかわらずハザード比が一定であることを前提としたモデルである。そこでこの仮定が正しいか否かを、教室に参加しているグループと参加していないグループのハザード比のログマイナスログ関数を利用して調べる。すなわち、累積ハザード関数の対数をとった関数は

$$\log \Lambda(t) = \log(-\log S(t)) = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \log(-\log S_0(t))$$

と表現できる（丹後他 [3]）。ここで、 $S_0(t)$ は基準生存曲線を表し、次のように定義される。

$$S_0(t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda_0(u) du\right)$$

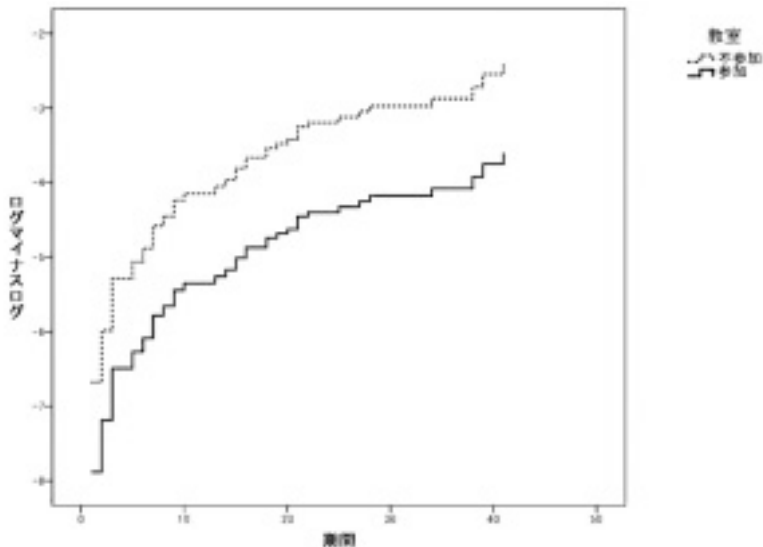
したがって、比例ハザードモデルが正しいければ、不参加グループ ($x_2 = 1$) と参加グループ ($x_2 = 0$) の対数累積ハザード関数の差（ログマイナスログ関数）は

$$\log \Lambda(t, x_2 = 1) - \log \Lambda(t, x_2 = 0) = \beta_2$$

となり、期間 t によらず偏回帰係数 β_2 に等しくなることがわかる。

実際に、この関係が成立するかどうかを調べるために、ログマイナスログ関数を描いて調べてみる。

図 3 ログマイナスログ関数



図から、参加グループと不参加グループの対数累積ハザード関数の差はほぼ β_2 を満足しており、比例ハザードモデルは正しいようである。

念のために、説明変数である教室参加状況が時間に依存するCox回帰分析を行ってみよう。性別の代わりに時間依存性説明変数 $x(t)$ (参加 = $\log t$, 不参加 = 0) をモデルに付け加える。このとき、参加グループに対する不参加グループのハザード比は $\exp(\beta_2)t^{\beta_3}$ となる。時間依存のCox回帰分析の結果は次のようになる。

表 8 時間依存のCox回帰分析

	偏回帰係数	有意確率	ハザード比
年 齢	0.141	0.000	1.151
教 室	2.227	0.082	9.268
T_COV_	0.402	0.394	1.495

表のT_COV_は説明変数 $x(t)$ を意味し、その有意確率は0.394である。したがって、時間依存性のCox回帰モデルの帰無仮説「 $\beta_3 = 0$ 」を棄却することができない。結局、時間依存性説明変数を必要とする根拠は乏しいようである。

謝 辞

4 年間に及ぶ個人の介護認定状況のデータを提供していただいた、和歌山市、橋本市、紀の川市、紀美野町、有田川町、美浜町、印南町、那智勝浦町、太地町、古座川町の介護予防施策所管部署に御礼を申し上げる。さらに、和歌山県福祉保健部介護予防推進室には市町村

合併に伴うデータの突き合せ作業をしていただき、厚く御礼を申し上げます。また、個人データの提供を快く承諾してくださった運動教室参加者の皆さん方にも感謝しなければならない。最後に、和歌山大学介護予防地域支援プロジェクトの代表者で、わかやまシニアエクササイズを考案された本学教育学部本山貢先生には大変有意義なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。

参考文献

- [1] Kaplan, E. L. and Meier, P. (1958). Nonparametric estimation for incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53, 457-481.
- [2] Cox, D. R. (1972). Regression models and life tables. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34, 187-220.
- [3] 丹後俊郎・山岡和枝・高木晴良（2000）『ロジスティック回帰分析』朝倉書店。
- [4] 松田忠之・本山貢・藤本貴大・大曾彰子（2009）「高齢者のための体力向上トレーニングプログラムによる医療費の削減効果—パネルデータ分析結果—」和歌山大学経済学会 経済理論，第349号，19-38頁。